Determining and estimating the factors affecting the export supply of methanol petrochemical product to export destinations (UAE, Turkey, China and India) using self-distributed vector regression model (ARDL)

Vida Varhrami

Assistant Professor, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. vida.varahrami@gmail.com

Ali Faour

Responsible Author, M.Sc., Energy Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. al.fakour@mail.sbu.ac.ir

Abstract

Iran, as the fifth country in the field of crude oil production and the second largest gas producer in the world, is prone to the growth and development of the petrochemical industry, as the largest exporter of non-oil products, has a significant role in economic prosperity. From this point of view, considering the sanctions on crude oil exports in recent years and the problem of crude oil sales, it is important to pay attention to this industry as an effective factor in circumventing sanctions and currency for the country, developing the country's economic strategy and achieving sustainable economic development. In this study, the factors affecting the supply of methanol exports to the export destinations of the UAE, Turkey, China and India in the period 2001-2009 are examined and analyzed. According to the studies, the factors that have affected the supply of Iranian methanol exports can be referred to as GDP of target countries, real exchange rate, exchange rate fluctuations, trade liberalization, price exchange relationship, refinery feed prices and sanctions as livestock variables. . In this study, the real exchange rate volatility index was estimated using the GARCH model and then the export supply model of Iran's methanol product was estimated by ARDL method. According to studies, the variables of

GDP and trade liberalization have a positive and significant effect on the supply of Iranian exports in the short and long term, but other variables have a negative and significant effect on the supply of Iranian exports in the short and long term.

Keywords: Petrochemical Exports, Iran Petrochemical Industry, Methanol, UAE, Turkey, China and India

JEL Classification: C22, Q17

تعیین و تخمین عوامل مؤثر بر عرضه صادرات محصول پتروشیمیایی متانول به مقاصد صادراتی (امارات، ترکیه، چین و هند) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی[1] (ARDL)[2]

ویدا ورهرامی
استادیار، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
vida.varahrami@gmail.com

علی فکور
نویسنده مسئول، کارشناسی ارشد، اقتصاد انرژی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
al.fakour@mail.sbu.ac.ir

چکیده

ایران به‌عنوان پنجمین کشور در زمینه تولید نفت خام و دومین کشور تولیدکننده گاز جهان مستعد رشد و توسعه صنعت پتروشیمی، به‌عنوان بزرگ‌ترین صنعت صادرکننده‌ی محصولات غیرنفتی نقش بسزایی در جهت شکوفایی اقتصادی دارد. از این نظر با توجه به تحریم‌های سال‌های اخیر بر روی صادرات نفت خام و مشکل فروش نفت خام توجه به این صنعت به‌عنوان عاملی مؤثر در دور زدن تحریم‌ها و نیز ارزآوری برای کشور، توسعه راهبرد اقتصادی کشور و دستیابی به توسعه پایدار اقتصادی حائز اهمیت است. در این پژوهش عوامل مؤثر بر عرضه صادرات محصول متانول به مقاصد صادراتی امارات، ترکیه، چین و هند در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. طبق بررسی‌های انجام شده عواملی که بر عرضه صادرات متانول ایران تأثیر داشته است می‌توان به تولید ناخالص داخلی کشورهای هدف، نرخ ارز حقیقی، نوسانات نرخ ارز، آزادسازی تجاری، رابطه مبادله قیمتی، قیمت خوراک پالایشگاه‌ها و تحریم‌ها به‌عنوان

---

1. Autoregressive Distributed Lag

۲. این یک مقاله دسترسی آزاد تحت مجوز CC BY-NC-ND (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/) است.

این مقاله مستخرج از رساله کارشناسی ارشد علی فکور با عنوان "تعیین و بررسی عوامل مؤثر بر عرضه صادرات محصولات پتروشیمیایی متانول و اوره به مقاصد صادراتی امارات، ترکیه، چین و هند" است.

متغیر دامی اشاره کرد. در این مطالعه شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی با استفاده از مدل GARCH[1] برآورد شده و سپس مدل عرضه صادرات محصول متانول ایران، با روش ARDL تخمین زده شد. طبق بررسی‌ها متغیرهای تولید ناخالص داخلی کشورها و آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر عرضه صادرات ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است ولی سایر متغیرها تأثیر منفی و معناداری بر عرضه صادرات ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته‌اند.

واژه‌های کلیدی: *صادرات محصولات پتروشیمیایی، صنعت پتروشیمی ایران، متانول، امارات، ترکیه، چین و هند*

طبقه‌بندی JEL: Q17 , C22

تاریخ دریافت: ۹۹/۱۲/۱۸ تاریخ بازبینی: ۰۰/۰۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۰۰/۰۲/۰۳

فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال ۱۰، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰، صص ۱۰۹-۱۴۴

مقدمه

از جمله موضوعات مهمی که بـه طـور گسـترده در اقتصـاد کـلان مطـرح اسـت، انتخاب سیاست‌ها و ابزارهای مناسب در جهت از بین بردن عـدم تعـادل و ایجـاد ثبات اقتصادی است. صادرات به‌عنوان یکی از مهـم‌تـرین بخـش‌هـای اقتصـاد در تعامل با سایر بخش‌ها است و به‌صورت متقابل از دیگر بخش‌ها تـأثیر مـی‌پـذیرد. به‌گونه‌ای که به‌منظور انجام یک بررسی جامع، لازم است که تحـولات داخـل ایـن بخش ضمن توجه به مجموع سیاسـت‌هـای اتخاذشـده بـرای تمـام بخـش‌هـا یـا سیاست‌هـای کـلان اقتصـادی مـورد توجـه قـرار گیـرد(Mileva, 2015 & Sekkat, (2016). کشورهای در حال توسـعه ازجملـه ایـران، از درجـه بـالایی از بـی‌ثبـاتی متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار هستند. در این کشورها نرخ ارز، تورم و سـایر متغیرهای مهم کلان نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی بیشتر در حـال نوسـان بوده و این نوسانات نیز به‌نوبه خود، محـیط نـامطمئنی را بـرای عـاملان اقتصـادی ایجاد کرده و باعث می‌شود تا عاملان اقتصادی و سرمایه‌گذاران نتوانند به سـهولت و با اطمینان بیشتر در مورد سرمایه‌گـذاری آنـی تصـمیم‌گیـری کننـد. در راسـتای کاهش وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای ناشی از صدور نفت و پایداری توسـعه اقتصـادی کشـور، گسـترش صـادرات غیرنفتـی و تنـوع بخشـیدن بـه درآمـدهای صادراتی به صورت یک ضرورت مطرح گردیده است.

در این میان بخش پتروشیمی بـه دلایـل مختلـف از جملـه وابسـتگی بیشـتر محصولات این حوزه به منابع داخلی و برخورداری از حداقل ارزبری در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای جهت ایجـاد توسـعه پایـدار اقتصـادی

برخوردار است. به‌علاوه طی سال‌های اخیر بخش پتروشیمی همواره نقش چشمگیری در صادرات غیرنفتی کشور داشته است (اسگویی، ۲۰۱٤). از این جهت توجه به بخش پتروشیمی به عنوان صنعت مادر جهت ارزآوری برای کشور به دلیل ارزش افزوده بالای این صنعت و جلوگیری از خام فروشی نفت و گاز باید به عنوان یکی از مهم‌ترین راهبردهای اقتصادی کشور مورد توجه قرار گیرد.

مقاله حاضر به بررسی چگونگی اثرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز، نرخ ارز واقعی، تولید ناخالص داخلی کشورهای هدف صادراتی، قیمت خوراک پالایشگاه‌ها، رابطه مبادله قیمتی، آزادسازی تجاری و تحریم بر عرضه صادرات محصول اوره ایران در طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ پرداخته است. در بخش بعدی به مرور مبانی نظری مربوط به موضوع پرداخته می‌شود و در قسمت بعد به مرور ادبیات و پیشینه داخلی و بین‌المللی موضوع پرداخته‌شده و در قسمت چهارم روش تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش بعدی به معرفی مدل و تصریح الگوی مناسب جهت بررسی فرضیه‌های تحقیق پرداخته شده و در قسمت آخر، نتایج تخمین مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق ارائه می‌شود و بخش پایانی مقاله نیز به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی اختصاص‌یافته است.

۱. مبانی نظری

در سال‌های اخیر بحث عوامل مؤثر بر عرضه صادرات یک کشور خصوصاً عوامل مؤثر بر عرضه صادرات غیرنفتی به‌عنوان یکی از دغدغه‌های اصلی اقتصاددانان تبدیل شده است. مدل‌سازی اقتصادی جهت بررسی این موضوع و عوامل کلان اقتصادی تأثیرگذار بر صادرات غیرنفتی توسط افراد مختلفی مطرح شده است. یکی از مهم‌ترین مطالعات تجربی صورت گرفته توسط بوگ و فگرنگ[1] (۲۰۱۰)، چیت و همکاران[2](۲۰۱۰) مدل ارائه شده برای عرضه صادرات محصولات غیرنفتی است. که به‌صورت رابطه شماره ۱مطرح‌شده است.

رابطه ۱

1. Bug & Fegreng
2. Chitt et al

$$LNOX_t = \beta_1 + \beta_2 LRER_t + \beta_3 LVOL_t + \beta_4 LGDP_t + \beta_5 LTOT_t + \beta_6 \Delta LP_t$$

در این رابطه، متغیر وابسته نشان‌دهنده لگاریتم صادرات محصولات است و متغیرهای توضیحی به ترتیب شامل لگاریتم نرخ ارز حقیقی، لگاریتم شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم رابطه مبادله و درنهایت لگاریتم انحراف نرخ واقعی ارز است.

از طرفی علاوه بر عوامل اقتصادی مطرح‌شده در رابطه شماره ۱ عوامل غیراقتصادی نیز از جمله آزادسازی تجاری بر عرضه صادرات محصولات تأثیرگذار است. آزادسازی تجاری و رفع محدودیت‌های تجاری یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گزاران در کشورها مختلف است. در کشور نیجریه با استفاده از رویکرد ARDL برای تحلیل تأثیر سیاست آزادسازی تجارت بر تجارت صادرات غیرنفتی استفاده‌شده است. شواهد از سیاست آزادسازی تجارت به‌عنوان محرک رشد صادرات غیرنفتی پشتیبانی می‌کند. در نتیجه، این مطالعه برای استفاده بهینه از مزایای آزادسازی در نیجریه، یک توافق‌نامه مشارکت خصوصی برای بهره‌وری بخش خصوصی (بازیگر اصلی در تجارت صادرات غیرنفتی) را پیشنهاد می‌کند(Ikpe, Ojike & Ahamba, 2020).

از طرف دیگر در مورد تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزبر صادرات می‌توان بیان کرد که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، نشان‌دهنده نا اطمینانی در روند قیمت‌های نسبی بین کشورها است. این شدت نوسانات سبب ایجاد فضایی بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد می‌گردند. اصولاً با به هم خوردن ثبات نرخ واقعی ارز، روند پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، غیرمنطقی شده، تخصیص بهینه منابع امکان‌پذیر نخواهد بود. در یک نظام بین‌المللی، ارزش پول ملی نقش اساسی را در تعیین هزینه‌های اقتصادی مربوط به سرمایه‌گذاری، صادرات و واردات و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایفا می‌نماید. نوسانات مکرر و تا اطمینانی مستمر در نرخ واقعی ارز می‌تواند با ایجاد شرایط نامطمئن و متزلزل در زمینه سود ناشی از مبادلات بین‌المللی، سبب کاهش تجارت و همچنین کم‌تحرکی جریان سرمایه از طریق کاهش سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های خارجی و به هم خوردن سبد دارایی‌های مالی شود .به علاوه افزایش و تعدد نوسانات نرخ واقعی ارز سبب بالا رفتن قیمت کالاهای قابل مبادله و

افزایش خطر پوشش تغییرات پیش‌بینی‌نشده نرخ واقعی ارز می‌شود. نوسانات نرخ واقعی ارز تحت سیستم‌های انعطاف‌پذیر نیز تغییرات بسیاری را در متغیرهای اساسی اقتصاد کلان، به‌ویژه سرمایه‌گذاری و حجم تجارت بین‌الملل و از این طریق، بر صادرات ایجاد می‌کند(Mtembu & Motlaleng, 2011).

از سوی دیگر، بی‌ثباتی نامنظم نرخ واقعی ارز قادر است ارزش کالاهای صادراتی و هزینه کالاهای وارداتی به پول ملی را شدیداً تحت تأثیر قرار دهد و از طرف دیگر ممکن است برخی از واردکنندگان و صادرکنندگان فعالیت‌های قابل تجارت خود را کاهش داده و با آن دسته از صادرکنندگان و واردکنندگان که به فعالیت خود در بازارهای جهانی و در فضای نامطمئن و بی‌ثبات نرخ واقعی ارز ادامه می‌دهند، برای تحمل خطرات آن سود بیشتری را مطالبه کنند. بر این اساس هر قدر تجارت خارجی کشور ریسک گریزتر باشد و سهم تجارت در تولید ناخالص ملی بیشتر باشد این نوسانات تأثیر بیشتری در جهت کاهش تولید داخلی، افزایش قیمت‌ها و تحدید صادرات خواهد داشت و احساس ثبات و ایمنی‌ای که لازمه برنامه‌ریزی و فعالیت‌های اقتصادی است تا حدود زیادی تضعیف خواهد شد.

۲. مروری بر مطالعات تجربی داخلی و بین‌المللی

در ایران مطالعات متفاوتی در ارتباط باعرضه صادرات محصولات پتروشیمی و صادرات غیرنفتی با استفاده از مدل‌های اقتصادی مختلف انجام شده است که در ادامه به این مطالعات پرداخته می‌شود.

در مطالعه حسینی و همکاران (۱۳۹۹) با موضوع « مدل پویا برای تدوین سیاست‌های مؤثر توسعه ظرفیت در صنایع پتروشیمی ایران برای تکمیل زنجیره ارزش» این مطالعه با هدف تعیین عوامل مؤثر بر توسعه صنعت پتروشیمی و مدل‌سازی مکانیسم ایجاد بودجه برای افزایش ظرفیت با استفاده از رویکرد دینامیک سیستم مدل پویایی سیستم کمی بر اساس روابط علی و مکانیسم تخصیص بودجه توسعه در میان محصولات طبقه‌بندی شده ساخته شده است. این ساختار برای شبیه‌سازی مدل و بررسی متغیرهای اساسی مربوط به هر محصول

مانند ارزش ظرفیت تولید، نرخ تولید، درآمد فروش داخلی و صادرات استفاده می‌شود. طبق نتایج شبیه‌سازی در سال ۲۰۲۵ ایران ظرفیت تقریبی ۱۰٤ میلیون تن محصولات پتروشیمی را خواهد داشت که مطلوب نیست. در این مطالعه، سیاست بهبود برنامه بودجه و تخصیص به عنوان مؤثرترین راه‌حل برای دستیابی به توسعه صنعت پتروشیمی و افزایش صادرات معرفی شده است. با اجرای این سیاست، ظرفیت تولید و درآمد کل در سال ۲۰۲۵ در مقایسه با برنامه پایه به ترتیب ٤ و ۱۳ درصد بهبود می‌یابد (Hajiebrahimi Farashah, Sazvar & Hosseini, 2021).

سعادتی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان «شوک نرخ ارز واقعی و تجارت‌های صادرات محور در ایران» ازجمله در ارتباط با صادرات صنایع پتروشیمیایی به‌عنوان یکی از صنایع موردمطالعه این تحقیق با استفاده از مدل نامتقارن غیرخطی، [1](NARDL) برای تجزیه‌وتحلیل اثرات شوک واقعی نرخ ارزبر صادرات این صنعت طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۲۰ انجام گرفت و یافته‌های تحقیق مبنی بر این موضوع بوده است که هنگامی‌که نرخ ارز افزایش می‌یابد، قیمت محصولات را در عرصه بین‌المللی افزایش می‌دهد و طبق این مطالعه اثرات مثبت نرخ ارزبر صنایع پتروشیمی بیشتر بوده است. در این مطالعه از آنجا که نتایج کل مدل NARDL ازنظر آماری معنی‌دار بود (بر اساس FBound برای مدل‌های بلندمدت و آماره F برای مدل‌های کوتاه‌مدت پویا) غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها به‌طور قابل توجهی تأیید شده است.(Saadati, Honarmandi & Zarei, 2020).

در مطالعه بهادران (۱۳۹۹) با موضوع « تأثیر تحریم‌های بین‌المللی بر صنعت پتروشیمی ایران با تأکید بر صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی» به بررسی روش تحقیق از نوع توصیفی و تحلیلی بوده و از روش خودرگرسیون برداری ARDLبرای بررسی هم انباشتگی و روابط بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. نتیجه تخمین مدل، نشان از تأثیر مثبت و معنی‌دار تولید کل مجتمع‌های پتروشیمی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صنعت پتروشیمی در طول دوره زمانی تحقیق دارد. تأثیر متغیر نسبت صادرات به حجم تولید مجتمع‌های پتروشیمی بر

1. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صنعت پتروشیمی مثبت و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. تأثیر متغیر سود نیز بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صنعت پتروشیمی مثبت و معنی‌دار است و هرچه جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر باشد تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات محصولات پتروشیمیایی خواهد داشت.

علی کرمی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثرات عوامل قیمتی و غیر قیمتی بر صادرات غیرنفتی ایران به مطالعه این موضوع می‌پردازند که در کنار عوامل اقتصادی مؤثر بر صادرات همانند قیمت و تولید ناخالص داخلی، عوامل غیراقتصادی که قابل مشاهده نیستند نیز مؤثر هستند. لذا نتایج حاکی از تفاوت معنادار کشش‌ها در حالت تخمین تابع تقاضای صادرات با وجود عوامل غیر قیمتی و بدون ارزیابی این عوامل است. لذا نادیده گرفتن این عوامل در برآورد تابع تقاضای صادرات منجر به پوشش اثر عوامل غیر قیمتی به‌وسیله عوامل قیمتی و در نتیجه اریب در برآورد کشش‌ها می‌گردد(کرمی، هادیان زاده و جواهری، ۲۰۱۹).

در مطالعه انجام‌گرفته توسط ورهرامی و همکاران (۱۳۹۷) تحت عنوان تأثیر خصوصی‌سازی بر عملکرد صادراتی شرکت‌های پتروشیمی ایران (مطالعه موردی: پلی‌اتیلن) که تأثیر سیاست خصوصی‌سازی بر عملکرد صادرات چهار شرکت مهم پتروشیمی (امیرکبیر، جم، مارون و آریاساسول) مورد بررسی قرار گرفت و نتیجه حاصل شده به این صورت شد که= اثر خصوصی‌سازی بر صادرات محصول پتروشیمی(پلی‌اتیلن) شرکت‌های مذکور به دو کشور مورد هدف یعنی (چین و هند) با هم و به تفکیک طی دوره مورد بررسی در این مطالعه منفی است. به‌عبارت‌دیگر خصوصی‌سازی شرکت‌های پتروشیمی با روشی که در ایران انجام شده منجر به کاهش میزان صادرات آن‌ها شده است. در حقیقت مطالعه حاضر نشان می‌دهد که خصوصی‌سازی در صنعت پتروشیمی (با روشی که در ایران انجام‌شده) و با رویکرد صادراتی که مطالعه حاضر به دنبال بررسی آن بود، طی سال‌های موردبررسی، موفق نبوده است(ورهرامی، ویدا، درگاهی، بیرانوند و فرانک، ۲۰۱۸).

خوشنویس یزدی و رجب‌زاده (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای تحت عنوان تأثیر

تغییرات نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران در این پـژوهش، بررسـی تـأثیر تغییرات نرخ ارز واقعی بر صـادرات غیرنفتـی ایـران بـه روشARDL بـرای دوره زمانی 1362-1392 به صورت کوتاه‌مدت، بلندمدت و مـدل تصـحیح خطـا بـرآورد شده است. نتایج به دست آمده نشان دهنده این است که ضرایب متغیرهـای تولیـد ناخالص داخلی شرکای تجاری ایران، نـرخ ارز واقعـی و تولیـد ناخـالص داخلـی ایران، در سطح ۵ درصد هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت، مثبت و معنـادار بـه دست آمد در حالی‌که ضـریب متغیـر اعتبـارات اعطـایی بـه بخـش خصوصـی در کوتاه‌مدت، بی‌معنی و در بلندمدت معنـادار و مثبـت بـه دسـت آمـد (یـزدی،زاده و رامین، ۲۰۱۷).

کازرونی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان تأثیر انحراف نـرخ ارز مؤثر واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران این موضوع را ارزیابی کردند که با توجـه بـه اهمیت نرخ ارز به‌عنوان یک متغیر کلیدی در یک اقتصاد باز، بررسی‌های گسـترده در مورد نرخ ارز و مسائل مربوط به بی‌ثباتی و نا اطمینانی نـرخ ارز در سـال‌هـای اخیر انجام گردیده است. این نرخ بسیاری از سیاست‌گذاری‌های دولـت در زمینـه اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نتیجه انحراف و بی‌ثبـاتی در رفتـار نـرخ ارز همواره دیگر بخش‌های اقتصادی ازجمله سـطح عمـومی قیمـت‌هـا، تولیـد کـل و به‌خصوص صادرات غیرنفتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مـورد ایـران دخالـت دولت در بازار ارز و تزریق دلارهای نفتی موجـب اخـتلال در بـازار ارز گشـته و عملاً موجب انحراف نرخ واقعـی ارز از مسـیر تعـادلی بلندمـدت گردیـده اسـت. انحراف نرخ واقعی ارز نسبت به مسیر تعادلی بلندمدت آن بـه مفهـوم اخـتلال در قیمت‌های نسبی و در برآورد هزینه سرمایه‌گذاری، موجب عدم تخصیص مناسـب و بهینه منابع و درنتیجه افزایش هزینه‌های تولید خواهد بود. افزایش در هزینه‌هـای تولید منجر بـه افـزایش قیمـت و در نتیجـه کـاهش صـادرات غیرنفتـی بـه ویـژه محصولات پتروشیمی خواهد شد. (کازرونی et al., 2016).

در پژوهشی با موضوع «آیـا سیاسـت آزادسـازی تجـارت عملکـرد تجـارت صادراتی غیرنفتی در نیجریه را افزایش می‌دهد؟» از رویکرد ARDL بـرای تحلیـل

تأثیر سیاست آزادسازی تجارت بر تجارت صادرات غیرنفتی استفاده کرده است. شواهد از سیاست آزادسازی تجارت به عنوان محرک رشد صادرات غیرنفتی پشتیبانی می‌کند. در نتیجه این مطالعه برای استفاده بهینه از مزایای آزادسازی در نیجریه، یک توافق‌نامه مشارکت خصوصی برای بهره‌وری بخش خصوصی (بازیگر اصلی در تجارت صادرات غیرنفتی) را پیشنهاد می‌کند (Ikpe et al., 2020).

در پژوهشی به بررسی اهمیت رقابت غیر قیمتی و عوامل مالی در توضیح عملکرد صادرات غیرنفتی ۲۰ منطقه از ایتالیا در طول سال‌های ۲۰۱۳ – ۲۰۰۰ و سال‌های قبل از بحران با استفاده از روش تجزیه‌وتحلیل داده‌های پانل پویا پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که عوامل طرف عرضه، تعیین‌کننده‌های مهمی برای رفتار و عملکرد صادرات هستند. توسعه مالی نیز تأثیری قوی در تجارت منطقه‌ای دارند. به این دلیل که توسعه مالی بالاتر به مفهوم در دسترس بودن اعتبار بیشتر و در نتیجه ارزش صادرات بالاتر است. این بررسی همچنین نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری و میل به تحقیق و توسعه در افزایش صادرات غیرنفتی مؤثر است (Algieri, Aquin, & Mannarino, 2018).

پژوهشی به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل تعیین‌کننده صادرات سری‌لانکا که صادرات محصولات پتروشیمیایی به‌عنوان یکی از بخش‌های تأثیرگذار نیز در آن دیده‌شده است، در دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۳ با کمک مدل تصحیح خطای برداری پرداخته است. در این پژوهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، پرداخت بهره برای بدهی خارجی، واردات، سرمایه ناخالص و درآمد سرانه به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده صادرات مورد بررسی قرارگرفته بودند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تمامی عوامل ، تأثیر معناداری بر صادرات در دوره زمانی بلندمدت دارند که در این میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، پرداخت بهره برای بدهی خارجی و واردات تأثیر مثبت و معنادار و تشکیل سرمایه ناخالص و درآمد سرانه کشورهای مقصد اثر منفی بر صادرات این کشور داشته‌اند. در کوتاه‌مدت نیز اثرات مربوط به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درآمد سرانه کشورهای مقصد قابل‌توجه و اثرات مربوط به پرداخت

بهره برای بدهی خارجی، واردات و تشکیل سرمایه ناخالص ناچیز بوده است (Bhavan, 2016).

پژوهشی به بررسی تأثیر نرخ ارزبر صادرات غیرنفتی کشور نیجریه طی سال‌های ۱۹۸٦–۲۰۱۳ پرداختند. در این تحقیق از آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF)به‌منظور بررسی ایستایی متغیرهای تحقیق و از آزمون هم انباشتگی یوهانسون جهت بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده شد. نتایج مربوط به آزمون هم انباشتگی یوهانسون نشان داد که بین متغیرهای تحقیق یک رابطه بلندمدت وجود دارد. به منظور بررسی تأثیر عوامل اقتصادی بر صادرات غیرنفتی کشور نیجریه از فن حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شد. نتایج این تحقیق نشان داد که نرخ ارز مؤثر، عرضه پول، اعتبارات اعطاشده به بخش خصوصی و عملکرد اقتصادی تأثیر معناداری بر رشد صادرات غیرنفتی کشور نیجریه دارند. همچنین نتایج این تحقیق نشان داد که افزایش نرخ ارز تأثیر منفی بر صادرات غیرنفتی کشور نیجریه طی دوره مورد مطالعه دارد (Imoughele & Ismaila, 2015).

تحقیقی به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارزبر صادرات غیرنفتی کشور نیجریه طی سال‌های ۱۹۸٦–۲۰۰۸ پرداختند. در این تحقیق به‌منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون‌های دیکی–فولر[1] تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون[2] به منظور بررسی وجود روابط بلندمدت از آزمون هم انباشتگی یوهانسون و به‌منظور تخمین مدل و بررسی عوامل تأثیرگذار بر صادرات غیرنفتی از مدل تصحیح خطای برداری (ECM)استفاده شد. نتایج این تحقیق نشان داد که نرخ ارز، نوسانات نرخ ارز و درآمد خارجی اثرات مثبت بر صادرات غیرنفتی در بلندمدت دارند. درحالی‌که واردات دارای اثرات معکوس بر صادرات در بلندمدت است. نتایج مربوط به تخمین مدل به روش تصحیح خطای برداری (ECM)نیز نشان داد که در کوتاه‌مدت، درآمد خارجی وقفه دار تأثیر مثبتی بر صادرات غیرنفتی کشور نیجریه

1. Diki Fuler
2. Phillips prown

دارد و ضریب مربوط به متغیر واردات در کوتاه‌مدت مثبت است که نشان‌دهنده این است واردات در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر صادرات غیرنفتی دارد و بالاخره در کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز تأثیر معناداری بر صادرات غیرنفتی ندارد (Akinlo & Adejumo, 2014).

تحقیقی «اثر نرخ ارز واقعی روی صادرات غیرنفتی» را در کشور آذربایجان به کمک روش تصحیح خطا نامتقارن مورد بررسی قرار می‌دهد. وی از روش اتورگرسیو حد آستانه‌ای (MTAR)و روش اتورگرسیو آستانه‌ای (TAR) در چارچوب هم جمعی و تعدیل نامتقارن بهره جسته و از داده‌های سالانه ۲۰۱۰-۲۰۰۰ به‌صورت فصلی استفاده کرده است. یافته اصلی مطالعه وی یک رابطه معنادار بین صادرات غیرنفتی، حجم معاملات تجاری غیرنفتی بر مبنای نرخ ارز واقعی و درآمد خارجی وجود دارد اما فرآیند تعدیل نسبت به سطح تعادل، نامتقارن نیست (Hasanov, 2012).

با توجه به مطالعات انجام شده و بررسی این مطالعات این نتیجه استخراج می‌شود که عوامل و متغیرهای اقتصادی از جمله نرخ ارز حقیقی، نوسانات نرخ ارز، رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی کشورها بر عرضه صادرات غیرنفتی تأثیرگذار است. در مطالعه حاضر نوآوری ارائه شده واردکردن متغیر غیراقتصادی از جمله متغیر آزادسازی تجاری است که در این پژوهش به اثرات این متغیر بر صادرات متانول ایران پرداخته می‌شود.

۳. روش پژوهش

در این پژوهش مدل عرضه صادرات متانول به مقاصد صادراتی هدف مورد تخمین قرار می‌گیرد. با فرض اینکه ایران به‌عنوان یک کشور در حال توسعه یک عرضه‌کننده کوچک و قیمت پذیر است و محصولات خود را در یک بازار رقابتی به فروش می‌رساند و بر اساس ادبیات اقتصادی و مطالعات تجربی صورت گرفته توسط چیت و همکاران[1] (۲۰۱۰) مدل ارائه‌شده برای عرضه صادرات محصولات پتروشیمی ایران به‌صورت رابطه شماره ۲ است:

1. Chitt et al

رابطه (۲)

$$LX_i^s = \alpha_0 + \alpha_1 LRER_t + \alpha_2 LGDP_t + \alpha_3 LTOT_t + \alpha_4 LGP_t + \alpha_5 LCL_t + \alpha_6 LVOL_t + D_{SA} + V_t$$

که در آن اندیس t بعد زمانی و اندیس i نشان‌دهنده‌ی کشورها در داده‌ها است. LX: لگاریتم صادرات عرضه‌شده متانول، LRER: لگاریتم نرخ واقعی ارز، LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشور هدف، LTOT: لگاریتم رابطه مبادله، LGP: لگاریتم قیمت خوراک گاز طبیعی، LCL: لگاریتم آزادسازی تجاری، LVOL: بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی D_{SA}: متغیر مجازی تحریم است.

نرخ واقعی ارز RER از حاصل‌ضرب نرخ بازار غیررسمی در نسبت شاخص قیمت عمده‌فروشی آمریکا به شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به‌دست‌آمده است (عباسیان و همکاران، ۲۰۱۳).

رابطه (۳)

$$RER = NER*(WPI_{ic}/CPI_{IR})$$

که در آن NER: نرخ ارز اسمی در بازار غیررسمی (برابری یک واحد دلار آمریکا در برابر ریال، منبع: بانک مرکزی). WPI_{us}: شاخص قیمت عمده‌فروشی کشور مقصد به‌عنوان نماینده شاخص قیمت کالاهای تجاری به کار می‌رود (سال پایه ۱۳۹۰، بدون واحد، منبع صندوق بین‌المللی پول IFS). CPI_{IR}: شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران (سال پایه ۹۰، منبع بانک مرکزی).

در این پروژه رابطه مبادله به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (٤)

$$TOT = \frac{PEX}{PIM}$$

PEX شاخص قیمت محصولات صادراتی و PIM شاخص قیمت محصولات وارداتی است. D_{SA} را به‌عنوان متغیر مجازی تحریم (تحریم صنعت پتروشیمی که از سال ۱۳۸۹ شروع‌شده است) که برای سال‌های تحریم عدد یک و برای سال‌های غیر تحریم عدد صفر مدنظر گرفته‌شده است[۲].

در مطالعه‌ی حاضر پس از تصریح تابع عرضه صادرات جهت بررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات پتروشیمیایی (متانول) از روش ARDL استفاده می‌شود. در ادامه پس از بررسی پایایی متغیرهای الگو به تفکیک مقاصد صادراتی

کشورهای امارات، ترکیه، چین و هند[۳] برای سال‌های ۱۳۸۰–۱۳۹۸، مدل به روش مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) تصریح و به تفکیک برآورد می‌شود.

نوآوری مطالعه حاضر نسبت به مطالعات قبلی آن است که در این مطالعه از متغیرهای غیراقتصادی از جمله متغیر آزادسازی تجاری در مدل عرضه صادرات در کنار متغیرهای اقتصادی استفاده‌شده است و تأثیرات این متغیرها نیز بر عملکرد عرضه صادراتی محصول متانول کشور بررسی‌شده است و با توجه به موضوع مورد بررسی تا کنون موضوعی در مورد عوامل مؤثر بر عرضه صادرات متانول کشور به صورت مستقل کار نشده است. از این جهت می‌توان مطالعه حاضر را دارای نوآوری و ابداع دانست.

۴. بررسی پایایی متغیرها

از الزامات مهم در برآوردهای معادلات اقتصادی با داده‌های سری زمانی و تخمین مدل با روش حداقل مربعات معمولی، انجام آزمون پایایی است. برای شناسایی سری‌های زمانی پایا از ناپایا روش‌های متعددی وجود دارد که مهم‌ترین آن‌ها آزمون ریشه واحد دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم‌یافته است؛ بنابراین ابتدا پایایی متغیرهای الگوی پیشنهادی بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF۱) مورد بررسی قرار داده شده است تا مشخص شود رگرسیون کاذب است یا خیر. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر ریشه واحد داشتن متغیرهای سری زمانی بر اساس آمار آزمون مک کینون در جداول زیر بررسی شده است.

جدول ۱. نتایج بررسی پایایی متغیرها برای کشور ترکیه

نام متغیر	Lxutur	LRER	LGDPtur	LTOTu	LGP	LVOL	LCL
وضعیت	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)	**I(1)**
آماره	-5.4975	-3.7121	-5.7264	-4.4320	-3.8207	-12.3500	**-3.7700**
Prob	0.0021	0.0141	0.0012	0.0034	0.0121	0.0000	**0.0126**

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Augmented Dickey-Fuller

جدول ۲. نتایج بررسی پایایی متغیرها برای کشور چین

نام متغیر	Lxuch	LGDPch
وضعیت	I(1)	**I(1)**
آماره	-3.4738	**-4.8468**
Prob	0.0259	**0.0082**

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج بررسی پایایی متغیرها برای کشور هند

نام متغیر	Lxuin	LGDPin
وضعیت	I(1)	**I(1)**
آماره	-3.9626	**-4.8167**
Prob	0.0092	**0.0070**

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ٤. نتایج بررسی پایایی متغیرها برای کشور امارات

نام متغیر	Lxuuae	LGDPuae
وضعیت	I(1)	**I(1)**
آماره	-5.2266	**-4.0947**
Prob	0.0007	**0.0255**

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. تصریح مدل بی‌ثباتی نرخ ارز(LVOL)

مرحله پایانی در تخمین شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، تخمین معادله واریانس شرطی جمله اختلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس است. برای تخمین معادله واریانس شرطی، مجذور جملات اختلال معادله میانگین برآورد گردیده و سپس بر اساس نمودار همبستگی نگار آن مرتبه خودرگرسیون و میانگین متحرک تعیین می‌شود. علاوه بر این لازم است توزیع جملات اختلال در معادله واریانس شرطی مورد آزمون قرارگرفته و در صورت نرمال نبودن توزیع، از توزیع خطای تعمیم‌یافته استفاده شود. نتایج آزمون توزیع جملات اختلال معادله واریانس شرطی به‌صورت جدول ۵ است:

جدول ۵. نتایج آزمون جارک-برا برای بررسی نرمال بودن توزیع جملات اختلال معادله واریانس شرطی

مقدار آماره جارک-برا (J-B)	ارزش احتمال
۸۱/۳٤	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول بالا نشان می‌دهد که توزیع جملات اختلال معادله میانگین از توزیع نرمال برخوردار نبوده و لذا برای تخمین معادله واریانس شرطی می‌توان توزیع خطای تعمیم‌یافته را در نظر گرفت.

قبل از تخمین مدل GARCH ابتدا باید اثر آرچ مورد بررسی قرار گیرد. در واقع این مدل پیش‌زمینه‌ای برای تخمین مدل GARCH می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین مدل ARCH که در جدول زیر نشان داده شده است. نتایج بیانگر این موضوع است که اثر آرچ در تخمین مدل بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی وجود دارد.

جدول ٦. نتایج آزمون ARCH برای پسماندهای استاندارد شده مدل GARCH(0,1)

F-statistic	۶/۶۹۵۹۶	Prob. F(1,14)	۰/۰۰۴۱
Obs*R-squared	۷/۲۸۲۶۷۵	Prob. Chi-Square(1)	۰/۰۰۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده حاصل از تخمین مدل میانگین و واریانس شرطی به شرح زیر است:

معادله میانگین: (۲)

$$DL(VOL) = -0.000158 + 1/009\ AR(12) + 0/234\ MA(1) + \varepsilon$$
$$(0.00023) \quad (0.031) \quad (0.054)$$

معادله واریانس: (۳)

$$h_t = 1/73\ \varepsilon_{t-1}^2 + 0/5646\ h_{t-1}$$
$$(0.761) \quad (0.275)$$

برای برآورد معادله واریانس شرطی جملات اختلال باید از نمودار مجذور جملات اختلال معادله میانگین استفاده شود که بر اساس آن وقفه بهینه خودرگرسیو و میانگین متحرک در معادله واریانس مشخص گردد. از این رو مناسب‌ترین مدل برای تخمین شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز مدل GARCH(0,1) بوده که نتایج آن در جدول ۷ ارائه‌شده است:

جدول ۷. تخمین مدل GARCH(0,1)

نام متغیر	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (Prob)
H_t	----	----	----
C	۰/۰۰۴	۲/۱۱۲۲	۰/۰۳۴۷
H_{t-1}	۰/۸۶	۶/۴۶۷۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به تأمین شرایط لازم و کافی مدل خود رگرسیونی تعمیم‌یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس، مدل GARCH(0,1) برآورد شده نسبت به سایر مدل‌های رقیب دیگر مدل مناسبی است.

۶. تخمین مدل تحقیق

در این قسمت به منظور برآورد تأثیر انحراف نرخ واقعی ارز و بی‌ثباتی نرخ ارز اسمی بر صادرات متانول، با استفاده از روش ARDL و داده‌های سالانه ۱۳۸۰-۱۳۹۸، تخمین زده می‌شود. قبل از برآورد مدل باید آزمون مانایی با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم‌یافته انجام شود که در بخش قبل انجام شد تا اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها مانا از مرتبه بالاتر از یک نباشند. در این صورت از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری می‌شود چرا که هنگام وجود متغیرهای مانا از مرتبه بالاتر از یک در مدل، F محاسبه‌شده، قابل‌اعتماد و معنی‌دار نیست. آزمون F مبتنی بر این فرض است که تمامی متغیرهای موجود در مدل I(0) و یا I(1) باشند. نتایج نشان می‌دهند که سری‌های زمانی یا انباشته از درجه صفر و در سطح ایستا هستند و یا با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند؛ بنابراین مشکلی به لحاظ وجود متغیرهای I(2) و بیشتر وجود ندارد و می‌توان به نتایج حاصله اطمینان داشت. در ادامه با استفاده از آزمون هم انباشتگی یوهانسون وجود رابطه بلندمدت در مدل بررسی‌شده و به آزمون فروض کلاسیک و آزمون پایداری ضرایب و ارائه رابطه بلندمدت پرداخته می‌شود. در نهایت رابطه کوتاه‌مدت مدل ارائه‌شده است. نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیص و آزمون ثبات ساختاری نشان می‌دهد که فروض کلاسیک برای تخمین موردنظر برقرار است و ضرایب پایدار هستند.

با توجه به یکسان بودن مرتبه هم انباشتگی متغیرها، می‌توان از آزمون

هم‌جمعی جوهانسون جهت تعیین بردار همگرایی استفاده نمود. مفهوم هم‌جمعی، تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی، ممکن است بیش از یک رابطه هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد که در این حالت جوهانسون از طریق برآورد کننده‌های حداکثر درست‌نمایی، دارای توان تشخیص هم‌جمعی چندگانه و بهترین بردار هم‌جمعی است. به علاوه این روش توان آزمون بردار هم‌جمعی به صورت مقید و برآورد پارامترهای سرعت تعدیل را دارند. لذا این آزمون یکی از کامل‌ترین ابزارها در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی می‌باشد.

در این روش تعیین و برآورد بردارهای همگرایی (تعیین ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود توضیح برداری (VAR) بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. اساس این روش بر پایه رابطه بین مرتبه یک ماتریس و ریشه مشخصه آن بنا شده و در این روش دو نوع آزمون برای به دست آوردن تعداد بردارهای هم‌جمعی ارائه شده است.

در بسته کامپیوتری Eviews و آزمون هم‌جمعی جوهانسون، با عنوان Ratio Likelihood، معرفی می‌شود که اساس قضاوت قرار می‌گیرد. در صورتیکه LR از مقادیر بحرانی جدول در سطوح مختلف اطمینان کوچکتر باشد، فرض وجود بردار هم‌جمعی پذیرفته می‌شود. جدول زیر که مربوط به آزمون هم‌جمعی جوهانسون است، با برنامه Eviewsانجام شده و در آن وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای وابسته و توضیحی مورد آزمون قرار گرفت و وجود رابطه بلندمدت به اثبات رسید.

جدول ۸. نتایج آزمون هم‌جمعی صادرات متانول به مقصد چین

فرضیه صفر	مقدار ویژه	آزمون اثر		آماره حداکثر مقادیر ویژه	
		آماره اثر	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره حداکثر مقادیر ویژه	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪
r=0	0.998972	249.7064	125.6154	116.9623	46.23142
r≤1	0.952462	132.7441	95.75366	51.78568	40.07757
r≤2	0.890778	80.95841	69.81889	37.64429	33.87687
r≤3	0.728047	43.31412	47.85613	22.13611	27.58434

21.13162	13.27161	29.79707	21.17801	0.541907	r≤4
14.26460	7.665763	15.49471	7.906398	0.362963	r≤5
3.841465	0.240635	3.841465	0.240635	0.014055	r≤6

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۹. نتایج آزمون هم‌جمعی صادرات متانول به مقصد هند

آماره حداکثر مقادیر ویژه		آزمون اثر		مقدار ویژه	فرضیه صفر
مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره حداکثر مقادیر ویژه	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره اثر		
46.23142	71.55311	125.6154	213.9821	0.985139	r=0
40.07757	58.99399	95.75366	142.4290	0.968890	r≤1
33.87687	34.83208	69.81889	83.43500	0.871129	r≤2
27.58434	25.59609	47.85613	48.60292	0.778128	r≤3
21.13162	12.59652	29.79707	23.00683	0.523349	r≤4
14.26460	8.920514	15.49471	10.41032	0.408289	r≤5
3.841465	1.489801	3.841465	1.489801	0.083905	r≤6

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. نتایج آزمون هم‌جمعی صادرات متانول به مقصد ترکیه

آماره حداکثر مقادیر ویژه		آزمون اثر		مقدار ویژه	فرضیه صفر
مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره حداکثر مقادیر ویژه	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره اثر		
46.23142	84.34861	125.6154	208.3543	0.992999	r=0
40.07757	50.23881	95.75366	124.0057	0.947933	r≤1
33.87687	32.56884	69.81889	73.76692	0.852778	r≤2
27.58434	23.73904	47.85613	41.19808	0.752517	r≤3
21.13162	11.11653	29.79707	17.45904	0.479993	r≤4
14.26460	6.342488	15.49471	6.342504	0.311395	r≤5
3.841465	1.59E-05	3.841465	1.59E-05	9.38E-07	r≤6

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱. نتایج آزمون هم‌جمعی صادرات متانول به مقصد امارات

آماره حداکثر مقادیر ویژه		آزمون اثر		مقدار ویژه	فرضیه صفر
مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره حداکثر مقادیر ویژه	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره اثر		
46.23142	111.8466	125.6154	258.8858	0.998611	r=0
40.07757	48.16931	95.75366	147.0392	0.941193	r≤1
33.87687	41.68048	69.81889	98.86987	0.913861	r≤2
27.58434	27.41312	47.85613	57.18939	0.800619	r≤3
21.13162	22.60817	29.79707	29.77627	0.735494	r≤4
14.26460	5.985554	15.49471	7.168097	0.296784	r≤5
3.841465	1.182543	3.841465	1.182543	0.067197	r≤6

منبع: یافته‌های تحقیق

در راستای برآورد رابطه اصلی ابتدا با توجه به تعداد محدود مشاهدات، مقدار حداکثر ۱ وقفه برای متغیر وابسته و برای متغیرهای توضیحی وقفه‌ای در نظر

گرفته نشد به دلیل ایجاد هم‌خطی در بین متغیرها و عدم امکان برآورد مدل لذا تمامی معادلات به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شدند، سپس با استفاده از معیار شوارتز-بیزین، یکی از معادلات برآورد شده به عنوان رابطه پویای بین متغیرها انتخاب شد. جدول زیر در رابطه‌ی پویای به دست آمده، وقفه بهینه مقدار کل صادرات محصولات پتروشیمی متانول، یک و مابقی متغیرها بدون وقفه در نظر گرفته شدند و مدل به‌صورت ARDL(1,0,0,0,0,0,0) برآورد شد. همچنین در این مدل‌ها جهت خوش‌رفتار کردن مدل حاضر و اصلاح مدل مورد بررسی از متغیرهای دامی در برخی از سال‌ها استفاده شد. به‌عنوان مثال در برآورد مدل تخمین کوتاه‌مدت تابع عرضه صادرات محصول متانول به چین سه سال ۸۳، ۸٤ و ۹۲، علاوه بر متغیر دامی تحریم، به عنوان سال‌های دامی استفاده شده است. در این سال‌ها جهش‌هایی در صادرات متانول به چین رخ داده است و باعث شکست ساختاری در مدل شده است. لذا این سال‌ها به عنوان متغیر دامی وارد مدل شده است. همان‌طور که از مدل مشخص است تولید ناخالص داخلی چین، آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات داشته است. همچنین متغیرهای نرخ ارز واقعی، رابطه مبادله و بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی تأثیر منفی و معناداری بر صادرات متانول به چین داشته است. نکته بعد این است که وقفه اول متغیر وابسته تأثیر منفی و معناداری بر صادرات داشته است. متغیر دامی تحریم در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات داشته است در سال‌های ۸۳ و ۸٤ به دلیل جهش در صادرات متانول به چین این سال‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات داشته‌اند و در سال ۹۲ رابطه مبادله و نرخ ارز جهش قابل توجهی کرده است. لذا تأثیر منفی و معناداری بر صادرات در کوتاه‌مدت داشته است. تأثیرگذاری تولید ناخالص داخلی چین در کوتاه‌مدت به گونه‌ای است که با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی چین به اندازه ۱/۵۱ درصد میزان صادرات افزایش می‌یابد. جهت کوتاه کردن مطلب بیان این موضوع مهم است که تحلیل بقیه متغیرها نیز به این صورت است.

آزمون تشخیص فروض کلاسیک نیز نشان‌دهنده این است که به دلیل بیشتر

بودن عدد داخل پرانتز از سطح ۰/۰۵، دلیلی بـرای رد فـرض‌هـای صـفر وجـود ندارد و هیچ یک از فروض کلاسیک عـدم همبـستگی سـریالی، توزیـع نرمـال جملات پسماند و همسـانی واریـانس‌هـا توسـط مـدل تخمـین زده شـده نقـض نمی‌شود

جدول ۱۲. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای (تخمین کوتاه‌مدت تابع عرضه صادرات محصول متانول به چین)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آماره و احتمال
LXMCH(-1)	-۰/۲۳۹	۰/۱۱۳۲	-۲/۱۱۵ (۰/۰۴۲۱)
LGDPCH	۱/۵۱۶	۰/۵۰۵۲	۳/۰۰۱ (۰/۰۲۳۹)
LRER	-۰/۸۶۲	۰/۴۴۳۴	-۱/۹۴۵ (۰/۰۵۰۲)
LTOTM	-۰/۱۹۷	۰/۳۰۷۰	-۲/۶۴۲ (۰/۰۳۴۲)
LCL	۲/۸۰۷	۱/۰۸۰۷	-۲/۵۹۷ (۰/۰۴۰۸)
LGP	-۰/۰۷۴	۰/۲۸۷۵	۰/۲۵۸ (۰/۸۰۴۴)
LVOL	-۰/۰۸۶	۰/۲۱۷۴	۱/۳۳۹ (۰/۰۳۲۲)
DSA	-۱/۲۹۰	۰/۲۴۰۹	۵/۳۵۷ (۰/۰۰۱۷)
DUM84	۱/۲۸۲	۰/۲۵۰۵	۵/۱۱۸ (۰/۰۰۲۲)
DUM83	۰/۸۶۹	۰/۲۲۷۳	۳/۸۲۴ (۰/۰۰۸۷)
DUM92	-۰/۴۴۱	۰/۲۰۶۰	-۲/۱۲۱ (۰/۰۷۶۰)
_	DW=2.003	F(11,4)=97.416	R^2=0.994
آزمون فرض			
آزمون ناهمسانی واریانس: χ2= 0.3292 [0.4184] **آزمون خودهمبستگی χ2 = 0.9039 [0.9777]** **آزمون نرمال بودن χ2 = 0.8504 [0.6536]**			

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول زیر ملاحظه می‌شود که بر اساس معیار آکائیک تعـداد وقفـه‌هـای بهینـه انتخاب شده توسط نرم‌افزار برای متغیر وابسته یک وقفـه و بـرای مـابقی متغیرهـا (متغیرهای توضیحی) بدون وقفه بوده است. در برآورد مـدل تخمـین کوتـاه‌مـدت تابع عرضه صادرات محصول متانول به هند ٤ سال به عنوان متغیر دامی وارد مـدل شده است. در سال ۸۲ یک جهش بزرگ در صادرات متانول به هنـد اتفـاق افتـاده است. در سال ۸۹ نیز روند صـعودی صـادرات رخ داده اسـت. در سـال ۹۲ و ۹٦ رابطه مبادله و نرخ ارز جهش قابل توجهی کرده است. از این جهت این سال‌ها بـه

عنوان متغیر دامی وارد مدل شده است. نحوه تحلیل ضرایب برآورد شده به این‌گونه است که به عنوان مثال در کوتاه‌مدت در صورت یک درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز میزان صادرات به اندازه ۰/۳۷۹ کاهش می‌یابد.

جدول ۱۳. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای (تخمین کوتاه‌مدت تابع عرضه صادرات محصول متانول به هند)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آماره و احتمال
LXMIN(-1)	−۰/۸۴۷	۰/۰۲۵۶	۵/۹۴۴ (۰/۰۰۱۹)
LGDPIN	۳/۰۰۸	۰/۵۰۶۸	۵/۹۳۶ (۰/۰۰۱۹)
LRER	−۰/۹۱۵	۰/۳۹۷۴	۲/۳۰۲ (۰/۰۶۹۶)
LTOTM	−۱/۰۶۳	۰/۲۲۳۰	−۴/۷۷ (۰/۰۰۵۰)
LCL	۱/۹۸۰	۰/۹۱۳۹	۲/۱۶۷ (۰/۰۸۲)
LGP	−۰/۱۳۹	۰/۲۱۰۶	۰/۶۶۳ (۰/۵۳۶)
LVOL	−۰/۳۷۹	۰/۱۹۲۹	−۱/۹۶۵ (۰/۰۱۴۵)
DSA	−۰/۲۰۷	۰/۱۷۸۵	−۱/۱۶۵ (۰/۲۹۶)
Dum82	−۵/۳۲۱	۰/۱۵۰۰	−۳۵/۴۵۵ (۰/۰۰۰)
DUM89	−۰/۷۸۷	۰/۱۶۰۰	−۴/۹۱۷ (۰/۰۰۴)
DUM92	۰/۴۰۸	۰/۱۳۹۴	۲/۹۲۶ (۰/۰۳۲)
DUM96	−۰/۵۶۵	۰/۱۴۷۴	−۳/۸۳۸ (۰/۰۱۲)
_	DW=2.3088	F(12,5)=437.32	R^2=0.999
آزمون فرض			
آزمون ناهمسانی واریانس χ2= 0.5572 [0.7786] آزمون خودهمبستگی χ2 = 0.6743 [0.1845] آزمون نرمال بودن χ2 = 0.4278 [0.8074]			

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۴. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای (تخمین کوتاه‌مدت تابع عرضه صادرات محصول متانول به ترکیه)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آماره و احتمال
LXMTUR(-1)	−۰/۰۸۲	۰/۰۴۱۲	−۲/۰۰۳ (۰/۰۱۲۹)
LGDPTUR	۰/۰۰۲	۰/۴۵۰۲	۰/۰۰۴ (۰/۹۹۶)
LRER	−۰/۱۸۲	۰/۳۵۶۲	−۲/۵۱۳۲ (۰/۰۴۲۱)
LTOTM	−۰/۶۰۰	۰/۲۳۶۳	۲/۵۴۰ (۰/۰۶۴۰)
LCL	۱/۲۵۶	۰/۷۲۰۳	−۱/۷۴۴ (۰/۱۵۶۰)
LGP	−۲/۷۰۵	۰/۲۶۷۷	۱۰/۱۰۵ (۰/۰۰۰۵)
LVOL	−۱/۶۰۹	۰/۲۳۷۴	۶/۷۷۶ (۰/۰۰۲۵)
DSA	−۳/۶۵۴	۰/۲۳۰۰	۱۵/۸۸۵ (۰/۰۰۰۱)
Dum83	۰/۶۱۳	۰/۶۱۳۳	۳/۷۵۴ (۰/۰۱۹۹)
DUM84	−۰/۷۴۱	۰/۱۶۷۶	−۴/۴۲۳ (۰/۰۱۱۵)
DUM88	۴/۱۴۸	۰/۲۰۶۰	۲۰/۱۲۶ (۰/۰۰۰۰)
DUM92	۰/۸۹۵	۰/۱۳۴۵	۶/۶۵۷ (۰/۰۰۲۶)

DUM96	-۲/۵۰۴	۰/۱۴۸۱	-۱۶/۹۰۵ (۰/۰۰۰۱)
_	DW=3.2002	F(13,4)=875.47	R^2=0.999
آزمون فرض			
آزمون ناهمسانی واریانس χ2=0.3793 [0.5344] آزمون خودهمبستگی χ2 = 0.4823 [0.2934] آزمون نرمال بودن χ2 = 1.5761 [0.4547]			

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۱۳ در برآورد مدل تخمین کوتاه‌مدت تابع عرضه صادرات محصول متانول به ترکیه ۵ سال به عنوان متغیر دامی وارد مدل شده است. در سال‌های ۸۳، ۸٤ و ۸۸ صادرات متانول با روند صعودی مواجه بوده است. در سال ۹۲ صادرات به یک‌باره کاهش داشته و مجدداً از سال ۹٦ جهش در صادرات اتفاق افتاده است. همچنین در سال‌های ۹۲ و ۹٦ رابطه مبادله و نرخ ارز جهش قابل توجهی کرده است. فروض کلاسیک نیز بیانگر عدم رد فرض صفر است.

جدول ۱۵. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای (تخمین کوتاه‌مدت تابع عرضه صادرات محصول متانول به امارات)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آماره و احتمال
LXMUAE(-1)	-۰/۴۷۱	۰/۰۶۷۷	-۶/۹۵۳ (۰/۰۰۰۹)
LGDPUAE	۲/۲۳۹	۰/۷۸۲۴	-۲/۸۶۲ (۰/۰۳۵۳)
LRER	-۳/۱۵۴	۰/۶۷۱۰	-۴/۷۰۰ (۰/۰۰۵۳)
LTOTM	-۰/۰۰۱	۰/۵۵۶۸	۲/۳۴۲ (۰/۰۴۲۲)
LCL	۲۳/۰۶۷	۱/۶۶۸۵	-۱۳/۸۲۴ (۰/۰۰۰۰)
LGP	-۰/۵۶۹	۰/۴۸۶۹	-۱/۱۶۹ (۰/۲۹۵)
LVOL	-۱/۰۰۶	۰/۲۸۸۸	-۳/۴۸۳ (۰/۰۱۷۶)
DSA	-۵/۳۶۷	۰/۶۹۳۶	۷/۷۳۷ (۰/۰۰۰۶)
Dum83	۰/۹۸۰	۰/۳۱۷۰	۳/۰۹۳ (۰/۰۲۷۱)
DUM84	۱/۱۱۷	۰/۳۳۶۳	۳/۳۲۲ (۰/۰۲۱۰)
DUM96	۴/۶۱۱	۰/۳۳۵۲	۱۳/۷۵۵ (۰/۰۰۰۰)
DGDPUAE	۴/۳۶۰	۰/۵۵۵۳	۷/۸۵۲ (۰/۰۰۰۵)
_	DW=2.2241	F(12,5)=122.5437	R^2=0.996
آزمون فرض			
آزمون ناهمسانی واریانس χ2= 0.3056 [0.3677] آزمون خودهمبستگی χ2 = 0.3254 [0.2317] آزمون نرمال بودن χ2 = 0.7378 [0.6914]			

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۱۵ صادرات متانول به امارات در سال‌های ۸۳ و ۸٤ رونـد صـعودی در پیش گرفته است و در سال ۹٦ نرخ ارز واقعی جهش داشته است. همچنین تولیـد ناخالص داخلی امارات در برخی سال‌ها دچار نوسان شده است کـه ایـن موضـوع به عنوان متغیر دامی وارد مدل شده است.

پس از اطمینان از برقراری فروض کلاسیک و وجود رابطه بلندمدت و آزمون پایداری ضرایب نتایج بلندمدت ارائه می‌شود. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت بـه روش ARDL با حداکثر یک وقفه و بر اساس معیار شوارتز بیزین در جـداول زیـر ارائه شده است.

جدول ١٦. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت عرضه صادرات متانول به چین ARDL(1,0,0,0,0,0,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LGDPCH	۱/۵۱۶	۰/۵۰۵۲	۳/۰۰۱	۰/۰۲۳۹
LRER	-۰/۸۶۲	۰/۴۴۳۴	-۱/۹۴۵	۰/۰۹۹۷
LTOTM	-۰/۱۹۷	۰/۳۰۷۰	-۲/۶۴۲	۰/۰۳۴۲
LCL	۲/۸۰۷	۱/۰۸۰۷	-۲/۵۹۷	۰/۰۴۰۸
LGP	-۰/۰۷۴	۰/۲۸۷۵	۰/۲۵۸	۰/۸۰۴۴
LVOL	-۰/۰۸۶	۰/۲۱۷۴	۲/۳۹۹	۰/۰۳۲۲
Dsa	-۱/۲۹۰	۰/۲۴۰۹	۵/۳۵۷	۰/۰۰۱۷

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ١٦، نتایج تخمین زده شده، متغیرهـای نـرخ ارز واقعـی، رابطـه مبادله، قیمت خوراک و بـی‌ثبـاتی نـرخ ارز واقعـی تـأثیر منفـی و معنـی‌داری بـر صادرات محصول متـانول بـه چـین دارد، متغیـر تولیـد ناخـالص داخلـی چـین و آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات دارد. به طوری کـه ضـریب نرخ ارز واقعی ۰/۸٦- است و بدین معنی است که با یک درصـد افـزایش در نـرخ ارز واقعی، صادرات واقعی ۰/۸٦ درصد کاهش مـی‌یابـد، ضـریب بـی‌ثبـاتی نـرخ واقعی ارز برابر با ۰/۰۸٦- است یعنی با یک درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، صادرات محصول متانول به چین ۰/۰۸٦ درصد کاهش می‌یابد. لـذا بـی‌ثبـاتی نرخ ارز واقعی موجب ایجاد فضای نامطمئن در اقتصاد گردیده و رونـد صـادرات کل و به‌ویژه صادرات غیرنفتی در کشور کاهش می‌یابد. در مورد تأثیر نرخ واقعـی

ارزبر صادرات غیرنفتی می‌توان بیان کرد که شدت تغییرپذیری نرخ واقعی ارز، ارزش کالاهای صادراتی و هزینه کالاهای وارداتی به پول ملی را شدیداً تحت تأثیر قرار داده و باعث کاهش ریسک‌پذیری تصمیم گیران تجارت خارجی کشور نسبت به نوسانات آن می‌شود. از طرف دیگر با افزایش شدت تغییرپذیری نرخ واقعی ارز، برخی از واردکنندگان و صادرکنندگان فعالیت‌های قابل تجارت خود را کاهش داده و یا آن دسته از صادرکنندگان و واردکنندگان که به فعالیت خود در بازارهای جهانی و در فضای نامطمئن و بی‌ثبات نرخ واقعی ارز ادامه می‌دهند، برای تحمل خطرات آن سود بیشتری را مطالبه می‌کنند. در نتیجه این امر صادرات کل و به‌ویژه صادرات غیرنفتی کاسته می‌شود. علامت ضریب بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز نیز با توجه به اکثر مطالعات صورت گرفته مانند (Chit, Rizov, & Willenbockel, 2010); کوچک‌زاده, اسما, اسفندآبادی, & سیدعبدالمجید, ۲۰۱۳) مورد تائید قرار می‌گیرد. نتایج به دست آمده از برآورد عرضه صادرات محصول متانول به چین با اکثر مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج مطابقت دارد.

جدول ۱۷. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت عرضه صادرات متانول به هند ARDL(1,0,0,0,0,0,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LGDPIN	۳/۰۰۸	۰/۵۰۶۸	۵/۹۳۶	۰/۰۰۱۹
LRER	-۰/۹۱۵	۰/۳۹۷۴	۲/۳۰۲۴	۰/۰۶۹۶
LTOTM	-۱/۰۶۳	۰/۲۲۳۰	-۴/۷۷۰	۰/۰۰۵۰
LCL	۱/۹۸۰	۰/۹۱۳۹	۲/۱۶۷	۰/۰۸۲۴
LGP	-۰/۱۳۹	۰/۲۱۰۶	۰/۶۶۳۲	۰/۵۳۶۵
LVOL	-۰/۳۷۹	۰/۱۹۲۹	-۱/۹۶۵۰	۰/۰۲۹۱
Dsa	-۰/۲۰۷	۰/۱۷۸۵	-۱/۱۶۵	۰/۲۹۶۵

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۱۷، متغیرهای رابطه مبادله و بی‌ثباتی نرخ ارز دارای ضرایب منفی و معنی‌دار هستند. ضرایب متغیرهای تولید ناخالص داخلی هند، نرخ ارز واقعی، آزادسازی تجاری مثبت و معنی‌دار می‌باشد. ضریب متغیر نرخ ارز واقعی برابر با ۰/۹۱۵ است که یعنی با افزایش یک درصدی در نرخ ارز واقعی صادرات متانول به هند ۰/۹۱۵ درصد افزایش می‌یابد؛ که این موضوع مطابق مطالعات

Imoughele & Ismaila, 2015،Olayungbo, Yinusa, & Akinlo, 2011)، یـزدی و همکاران، ۲۰۱۷) است. طبق تخمین انجام شده متغیر دامی تحریم در بلندمدت بـر عرضه صادرات متانول به هند معنادار نیست.

جدول ۱۸. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت عرضه صادرات متانول به ترکیه ARDL(1,0,0,0,0,0,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LGDPTUR	۲/۸۳۷	۰/۴۵۰۲	۳/۲۰۳۳	۰/۰۵۳۲
LRER	−۰/۱۸۲	۰/۳۵۶۲	−۰/۵۱۳۲	۰/۶۳۴۸
LTOTM	−۰/۶۰۰	۰/۲۳۶۳	۲/۵۴۰۳	۰/۰۶۴۰
LCL	۱/۲۵۶	۰/۷۲۰۳	−۱/۷۴۴۶	۰/۱۵۶۰
LGP	−۲/۷۰۵	۰/۲۶۷۷	۱۰/۱۰۵	۰/۰۰۰۵
LVOL	−۱/۶۰۹	۰/۲۳۷۴	۶/۷۷۶۷	۰/۰۰۲۵
Dsa	−۳/۶۵۴	۰/۲۳۰۰	۱۵/۸۸۵۷	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

در مدل عرضه صادرات متانول به ترکیـه تنهـا متغیرهـای تولیـد ناخـالص داخلـی ترکیه، رابطه مبادله، قیمت خوراک و بـی‌ثبـاتی نـرخ ارز معنـی‌دار هسـتند و طبـق جدول نحوه ارتباط متغیرهای مستقل نسبت به متغیر وابسته مشخص است.

جدول ۱۹. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت عرضه صادرات متانول به امارات ARDL(1,0,0,0,0,0,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LGDPUAE	۲/۲۳۹	۰/۷۸۲۴	−۲/۸۶۲	۰/۰۳۵۳
LRER	−۳/۱۵۴	۰/۶۷۱۰	−۴/۷۰۰	۰/۰۰۵۳
LTOTM	−۰/۰۰۱۹	۰/۵۵۶۸	۰/۰۰۳۴	۰/۹۹۷۴
LCL	۲۳/۰۶۷	۱/۶۶۸۵	−۱۳/۸۲۴	۰/۰۰۰۰
LGP	−۰/۵۶۹	۰/۴۸۶۹	−۱/۱۱۶۹	۰/۲۹۵۰
LVOL	−۱/۰۰۶	۰/۲۸۸۸	−۳/۴۸۳	۰/۰۱۷۶
Dsa	−۵/۳۶۷	۰/۶۹۳۶	۷/۷۳۷۶	۰/۰۰۰۶

منبع: یافته‌های تحقیق

در مدل عرضه صادرات متانول به امارات، متغیرهای رابطه مبادله و قیمت خـوراک معنی‌دار نیستند. متغیر دامی تحریم دارای تأثیر منفی بر روند صـادرات متـانول بـه امارات دارد به طوری که ضریب آن برابـر ۵/۳۶۷- اسـت یعنـی بـا افـزایش یـک

درصدی در تحریم صادرات متانول به امارات ۵/۳٦۷ درصد کاهش می‌یابد.

۷. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا با معیار شوارتز بیزین

برای بررسی اینکه وقتی مدل از یک دوره به دوره بعدی حرکت می‌کند چه میزان از انحراف در تابع عرضه صادرات محصول متانول به مقاصد هدف از مسیر بلندمدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می‌شود، از مدل تصحیح خطا[1] استفاده می‌شود که در زیر جداول مربوط به این مدل آورده شده است.

جدول ۲۰. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا با معیار شوارتز بیزین (صادرات متانول به چین)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t (احتمال)
Dlgdpch	۵/۲۸۷	۰/۵۰۵۲	−۱۰/۴۶۴ (۰/۰۰۰۰)
Dlrer	−۱/۴۰۱	۰/۴۴۳۴	−۳/۱۵۹ (۰/۰۱۹۶)
dLTOTM	−۰/۹۰۳	۰/۳۰۷۰	−۲/۹۴۳ (۰/۰۲۵۸)
Dlcl	−۱/۶۲۷	۱/۰۸۰۷	−۱/۵۰۶ (۰/۱۸۲۸)
dLGP	−۰/۰۲۷	۰/۲۸۷۵	−۰/۰۹۷ (۰/۹۲۵۷)
dLVOL	−۰/۶۱۴	۰/۲۱۷۴	۲/۸۲۳ (۰/۰۳۰۲)
dDsa	−۱/۱۵۳	۰/۲۴۰۹	−۴/۷۸۶ (۰/۰۰۳۰)
ECM(-1)	−۰/۱۴۷	۰/۱۱۳۲	−۱/۱۰۹ (۰/۰۳۴۱)
R^2=0.994	F(7,4)=97.416	DW=2.0032	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۱۹ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین نشان‌دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. ضریب تصحیح خطا معنی‌دار و دارای علامت منفی است و نشان می‌دهد که وقتی از یک دوره به دوره بعدی حرکت می‌کنیم، به میزان ۱٤/۷ درصد از میزان انحراف در تابع عرضه صادرات محصول متانول به چین از مسیر بلندمدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می‌شود.

1. Error Correction Model

جدول ۲۱. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا با رابطه شوارتز بیزین (صادرات متانول به هند)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t (احتمال)
dLGDPCH	۱/۴۰۱	۰/۵۰۶۸	−۲/۷۶۴ (۰/۰۳۹۶)
dLRER	−۱/۶۲۷	۰/۳۹۷۴	−۴/۰۹۵ (۰/۰۰۹۴)
dLTOTM	−۰/۰۲۷	۰/۲۲۳۰	−۰/۱۲۵ (۰/۹۰۵۱)
dLCL	۵/۲۸۷	۰/۹۱۳۹	−۵/۷۸۵ (۰/۰۰۲۲)
dLGP	−۰/۹۰۳	۰/۵۰۶۸	−۴/۲۸۹ (۰/۰۰۷۸)
dLVOL	−۰/۶۱۴	۰/۱۹۲۹	۳/۱۸۲ (۰/۰۲۴۵)
dDsa	−۱/۱۵۳	۰/۱۷۸۵	−۶/۴۵۹ (۰/۰۰۱۳)
ECM(-1)	−۰/۱۷۶	۰/۰۲۵۶	−۴/۸۹۱ (۰/۰۰۴۵)
R^2=0.999	F(7,4)=437.32	DW=2.308	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۲۱ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو است. ضریب تصحیح خطا معنی‌دار و دارای علامت منفی است و نشان می‌دهد که وقتی از یک دوره به دوره بعدی حرکت می‌کنیم، به میزان ۱۷/٦ درصد از میزان انحراف در تابع عرضه صادرات محصول متانول به هند از مسیر بلندمدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می‌شود.

جدول ۲۲. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا با رابطه شوارتز بیزین (صادرات متانول به ترکیه)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t (احتمال)
dLGDPTUR	۱/۴۰۱	۰/۴۵۰۲	−۳/۱۱۱ (۰/۰۳۵۸)
dLRER	−۱/۶۲۷	۰/۳۵۶۲	−۴/۵۶۸ (۰/۰۱۰۳)
dLTOTM	۰/۶۱۴	۰/۲۳۶۳	۲/۵۹۸ (۰/۰۶۰۲)
dLCL	۵/۲۸۷	۰/۷۲۰۳	−۷/۳۳۹ (۰/۰۰۱۸)
dLGP	−۰/۹۰۳	۰/۲۶۷۷	−۳/۳۷۵ (۰/۰۲۷۹)
dLVOL	−۰/۰۲۷	۰/۲۳۷۴	−۰/۱۱۷ (۰/۹۱۲۰)
dDsa	−۱/۱۵۳	۰/۲۳۰۰	−۵/۰۱۳ (۰/۰۰۷۴)
ECM(-1)	−۰/۱۶۵	۰/۰۴۱۲	−۳/۰۴۵ (۰/۰۳۸۲)
R^2=0.999	F(7,4)=875.47	DW=3.2002	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۲۲ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو است. ضریب تصحیح خطا معنی‌دار و دارای علامت منفی است و نشان می‌دهد که وقتی از یک دوره به دوره بعدی حرکت می‌کنیم، به

میزان ۱۶/۵ درصد از میزان انحراف در تابع عرضه صادرات محصول متانول به ترکیه از مسیر بلندمدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می‌شود.

جدول ۲۳. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا با رابطه شوارتز بیزین (صادرات متانول به امارات)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t (احتمال)
dLGDPUAE	−۱/۴۰۱	۰/۷۸۲۴	−۱/۷۹۰ (۰/۱۳۳۳)
dLRER	−۰/۹۰۳	۰/۶۷۱۰	−۱/۳۴۶ (۰/۲۳۵۸)
dLTOTM	−۱/۶۲۷	۰/۵۵۶۸	−۲/۹۲۲ (۰/۰۳۲۹)
dLCL	۵/۲۸۷	۱/۶۶۸۵	−۳/۱۶۸ (۰/۰۲۴۸)
dLGP	−۰/۰۲۷	۰/۴۸۶۹	−۰/۰۵۷ (۰/۹۵۶۴)
dLVOL	−۰/۶۱۴	۰/۲۸۸۸	۲/۱۲۵ (۰/۰۸۶۹)
dDsa	−۱/۱۵۳	۰/۶۹۳۶	−۱/۶۶۲ (۰/۱۵۷۳)
ECM(-1)	−۰/۱۳۴	۰/۰۶۷۷	−۱/۸۵۵۰ (۰/۰۱۲۵)
R^2=0.996	F(7,4)=122.54	DW=2.224	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۲۳ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو است. ضریب تصحیح خطا معنی‌دار و دارای علامت منفی است و نشان می‌دهد که وقتی از یک دوره به دوره بعدی حرکت می‌کنیم، به میزان ۱۳/٤ درصد از میزان انحراف در تابع عرضه صادرات محصول متانول به امارات از مسیر بلندمدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در سال‌های اخیر با رشد و توسعه صنایع پتروشیمی لزوم توجه ویژه به این صنعت بسیار احساس می‌شود. با توجه به وجود منابع نفت و گاز فراوان در کشور و فراهم بودن خوراک ارزان‌قیمت برای پالایشگاه‌ها برای تولید محصولات پتروشیمی یکی از فرصت‌های مناسب جهت گسترش تولیدات در این حوزه و توسعه راهبرد اقتصادی است. با توجه به شرایط بیان شده لزوم سرمایه‌گذاری در بخش پالایشگاهی و صنایع پایین‌دستی صنعت نفت و گاز از جمله پتروشیمی جهت جلوگیری از خام فروش و ایجاد ارزش افزوده بالا و نیز جهت دور زدن

تحریم‌ها بسیار ضروری است. با توجه به اهمیت بیان شده ایجاد زیرساخت‌های مناسب جهت افزایش تولید و کشف بازارهای جدید برای محصولات پتروشیمیایی کشور از اهم کارهایی است که باید صورت گیرد.

در این مطالعه با توجه به مبانی نظری و مطالعات پیشین انجام شده عوامل مؤثر بر صادرات محصولات پتروشیمیایی متانول به مقاصد صادراتی امارات، ترکیه، چین و هند بررسی شد و با ساخت یک مدل برای عرضه صادرات ایران میزان تأثیرگذاری مؤلفه‌های مختلف سنجیده شد.

توصیه‌های سیاستی بر اساس نتایج برازش

❖ نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر عرضه صادرات متانول ایران به مقاصد هدف داشته است. لذا در صورت افزایش نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت به نظر می‌رسد بازار صادراتی به امارات را بیشتر تحت تأثیر قرار داده و باعث کاهش صادرات به این کشور می‌شود. لذا توصیه می‌شود با اجرای سیاست‌های مناسب ارزی از نوسانات نرخ ارز و افزایش آن جلوگیری شود.

❖ متغیر آزادسازی تجاری که برابر نسبت حاصل جمع واردات و صادرات بر تولید ناخالص داخلی کشور است به عنوان یکی از متغیرهایی که در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنادار داشته است مطرح گردید. لذا با توجه به این موضوع بحث افزایش آزادسازی تجاری و رفع محدودیت‌های تجاری و تشریفات گمرکی و ایجاد دیپلماسی فعال اقتصادی یکی از راهکارهای مهم در افزایش صادرات پتروشیمی به کشورها می‌باشد.

❖ قیمت خوراک برای مدل صادراتی متانول در کوتاه‌مدت تنها برای مقصد صادراتی ترکیه معنادار و منفی بود لذا توصیه می‌شود با کاهش قیمت خوراک توان رقابتی محصولات داخلی را نسبت به محصولات جهانی افزایش داد.

❖ نوسانات نرخ ارز نیز به عنوان یکی از متغیرهایی که در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر صادرات متانول دارد نشان داد که بیشترین تأثیرگذاری این متغیر به مقصد صادراتی هند بوده است لذا دولت بایستی با ایجاد بازار عمیق ارز و جلوگیری از رانت و فساد در بازار ارز زمینه‌های ثبات و شفافیت را در بازار ارز ایجاد نماید تا

نوسانات این بخش به حداقل رسیده و مانع از تأثیرگذاری منفی بر تجارت خارجی و خصوصاً بخش صادرات غیرنفتی کشور شود.

❖ متغیر دامی تحریم به عنوان یک محدودیت در تجارت خارجی کشور مطرح است که با توجه به تحریم صنعت پتروشیمی از سال ۱۳۸۹ وارد مدل شده است در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معنادار متغیر تحریم قابل مشاهده است. لذا توصیه می‌شود جهت جلوگیری از تأثیرگذاری منفی تحریم‌ها بر صادرات پتروشیمی با پیدا کردن بازارهای متنوع و داشتن برنامه مشخص جهت دور زدن تحریم‌ها و نیز تنوع سازی در محصولات صادراتی از آسیب تحریم بر صادرات غیرنفتی جلوگیری کرد.

❖ به دلیل تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی و نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های مناسبی جهت کاهش بی‌ثباتی‌های نرخ ارز واقعی، اتخاذ شود که از جمله این سیاست‌ها می‌توان به شفاف کردن سیاست‌های ارزی دولت و مقید نمودن سیاست‌گذاران به اجرای صحیح و پیگیری مستمر سیاست‌های اتخاذ شده و همچنین به کارگیری ابزارهای مالی و پولی در جهت خنثی کردن ریسک نرخ ارز برای صادرکنندگان از طریق ایجاد و گسترش بازارهای سلف نرخ ارز و نیز گسترش سپرده‌های ارزی در نظام بانکی اشاره نمود.

❖ با توجه به تأثیر منفی شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارزبر صادرات متانول در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌توان از طریق ثبات بخشیدن به سطح عمومی قیمت‌های داخلی بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز را کنترل نمود. همچنین با ایجاد شرایط نامطمئن و متزلزل در زمینه سود ناشی از مبادلات بین‌المللی، سبب کاهش تجارت و همچنین کم‌تحرکی جریان سرمایه از طریق کاهش سرمایه‌گذاری در تجارت خارجی و تقلیل ارزش سبد دارایی‌های مالی و کاهش سطح صادرات می‌شود. از این رو پیشنهاد می‌شود با توجه به تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات متانول، سیاست‌گذاران اقتصادی با رعایت اصول در اجرای سیاست‌های مالی و پولی، از طریق ثبات بخشیدن به سطح عمومی قیمت‌های داخلی موجبات کاهش بی‌ثباتی نرخ ارز را فراهم نمایند.

پی‌نوشت‌ها

۱. مدل‌های ARCH معمولاً برای سری‌های زمانی مالی بکار برده می‌شود که دسته بندی‌های نوسانی بر پایه زمان – که دوره‌های با نوسان با دوره‌های بدون نوسان همراه می‌شوند – را نشان می‌دهند.

۲.اطلاعات آماری مربوط به داده‌ها از شرکت ملی پتروشیمی ایران گرفته شده است.

۳. علت انتخاب این چهار کشور به عنوان کشورهای مقصد صادراتی در پژوهش حاضر این است که در سال‌های اخیر بیشترین حجم صادرات متانول به این مقاصد بوده است.

منابع

اسگویی، ب (۲۰۱٤). اثر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات بخش پتروشیمی ایران (رهیافت مارکوف سوئیچینگ). اقتصاد پولی مالی. ۲۱(۸). صص۲۰۲-۲۳۱ .

کازرونی، ع. مظفری، ز. زانا،کندوله. امینی، ک، و مسلم. (۲۰۱٦). تأثیر انحراف نرخ ارز مؤثر واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران کاربردی از رهیافت .BEER دانش مالی تحلیل اوراق بهادار, ۹(۳۲), ۹۵-۱۱۳ .

کرمی, ع., هادیان, زاده, ر., & جواهری, ص. (۲۰۱۹). بررسی اثرات عوامل قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات غیرنفتی ایران: رویکرد متغیرهای نهان. فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی, ۹(۳٦), ۳۵-٥٦ .

کوچک‌زاده, اسما, اسفندآبادی, ج., & سیدعبدالمجید. (۲۰۱۳). تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران. فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی, ۵, ۱۲۱-۱۳۵ .

ورهرامی, ویدا ,درگاهی, بیرانوند, & فرانک. (۲۰۱۸). تأثیر خصوصی‌سازی بر عملکرد صادراتی شرکت‌های پتروشیمی ایران (مطالعه موردی: صادرات پلی ـ اتیلن). اقتصاد و الگو سازی, ۹(۲), ۱۰۱-۱۲٤ .

یزدی, خ., زاده, ر., & رامین. (۲۰۱۷). تأثیر تغییرات نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران .پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار, ۸(۱٤), ٤۳

بهادران، فاطمه،۱۳۹۹،تأثیر تحریم های بین المللی بر صنعت پتروشیمی ایران با تاکید بر صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی،دومین کنفرانس حسابداری و مدیریت،https://civilica.com/doc/1114167

عباسیان، عزت الله، مرادپور اولادی، مهدی. مهرگان، نادر(۱۳۹۱)، تأثیر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی؛ تحقیقات اقتصادی، دوره ٤٧، شماره ۹۸، صص۱۵۳-۱٦۹

مروج، مجتبی و گودرزی، الهام،۱۳۹۹،بررسی مزیت نسبی تولید و صادرات محصولات پتروشیمی شرکت پتروشیمی اروند،کنفرانس ملی ساختمان، محیط زیست و مدیریت مصرف‌انرژی،اهواز،https://civilica.com/doc/1040847

Akinlo, A. E., & Adejumo, V. A. (2014). Exchange rate volatility and non-oil exports in Nigeria: 1986-2008. International Business and Management, 9(2), 70-79 .

Algieri, B., Aquino, A., & Mannarino, L. (2018). Non-price competitiveness and financial drivers of exports: Evidences from Italian regions. Italian Economic Journal, 4(1), 107-133 .

Bhavan, T. (2016). The determinants of export performance: the case of Sri Lanka. International Research Journal of Social Sciences, 5(8), 8-13 .

Chit, M. M., Rizov, M., & Willenbockel, D. (2010). Exchange rate volatility and exports: New empirical evidence from the emerging East Asian economies. World Economy, 33(2), 239-263 .

Hasanov, F. (2012). The impact of the real exchange rate on non-oil exports. Is there an asymmetric adjustment towards the equilibrium ?

Ikpe, M., Ojike, R. O., & Ahamba, K. O. (2020). Does Trade Liberalisation Policy Enhance Performance of Non-Oil Export Trade in Nigeria? Foreign Trade Review, 55(2), 248-260 .

Imoughele, L. E., & Ismaila, M. (2015). The impact of exchange rate on Nigeria non-oil exports. International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences, 5(1), 190-198 .

Mileva, M. (2015). Valuation effects and long-run real exchange rate dynamics. Journal of International money and Finance, 51, 390-408 .

Mtembu, M., & Motlaleng, G. (2011). The effects of exchange rate volatility on Swaziland's exports. Review of economic business Studies, 3(2), 167-185 .

Olayungbo, D., Yinusa, O., & Akinlo, A. (2011). Effects of exchange rate volatility on trade in some selected Sub-Saharan African countries.

Modern Economy, 2(04), 538 .

Saadati, A., Honarmandi, Z., & Zarei, S. (2020). Real Exchange Rate Shocks and Export-Oriented Businesses in Iran: An Empirical Analysis Using NARDL Model .

Sekkat, K. (2016). Exchange rate misalignment and export diversification in developing countries. The Quarterly Review of Economics and Finance, 59, 1-14.

Vahid Hajiebrahimi Farashah, Seyed Hossein Hosseini, Zeinab Sazvar, Hamed Shakouri Ganjavi (2020), An investigation on the petrochemical industry development in Iran: a system dynamics approach, International Journal of Energy Technology and Policy,V 16, Issue5-6, Page493-509